

# Wirksamkeit von Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen in Deutschland: Empirische Befunde mikroökonometrischer Analysen\*

Reinhard Hujer und Stephan L. Thomsen\*\*

In einer Reihe empirischer Studien sind die Wirkungen von Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen (ABM) für Teilnehmer in Deutschland nach unterschiedlichen Gesichtspunkten mikroökonometrisch evaluiert worden. Auf der Grundlage der vorliegenden Ergebnisse soll die Wirksamkeit der Maßnahmen in Hinblick auf die gesetzlich formulierten Ziele beurteilt werden. Hierzu werden die empirischen Resultate der verschiedenen Studien zusammengefasst und kritisch diskutiert. Besonders detailliert werden zwei aktuelle Studien präsentiert, in denen die Wirkungen von ABM unter Verwendung eines in Umfang und Informationsgehalt bisher einmaligen Datensatzes analysiert werden. In der Beurteilung wird zum einen deutlich, dass sich die Studien an der Eingliederungszielsetzung von ABM orientieren. Zum anderen ist klar feststellbar, dass ABM nicht pauschal, sondern differenziert bewertet werden müssen. So sind die Maßnahmen für einige explizite Zielgruppen nützlich, während sie die Chancen der Mehrzahl der teilnehmenden Personen am Arbeitsmarkt reduzieren.

## Gliederung

- 1 Einleitung
- 2 Rahmenbedingungen für ABM in Deutschland
- 3 Mikroökonometrische Evaluation von Programmeffekten
- 4 Empirische Analysen der Wirkungen von Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen
  - 4.1 Untersuchungen der Maßnahmen nach AFG
  - 4.2 Untersuchungen der Maßnahmen nach SGB III
- 5 Analyse der Beschäftigungseffekte in einem dynamischen Evaluationsansatz
  - 5.1 Mikroökonometrische Evaluation von Programmeffekten in einem dynamischen Ansatz
  - 5.2 Ausgewählte empirische Ergebnisse
- 6 Zusammenfassende Beurteilung der Wirksamkeit von Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen in Deutschland

## Literatur

\* Der Beitrag wurde November 2006 von der/dem betreuenden Herausgeber/in zur Publikation freigegeben.

\*\* Wir danken dem Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) in Nürnberg für die finanzielle Unterstützung im Rahmen des Kooperationsprojekts „Eingliederungseffekte und weiterer Nutzen von ABM und SAM für die Geförderten unter besonderer Berücksichtigung von ‚SAM für Ältere‘“ (IAB-Projekt Nr. 10-535). Unser weiterer Dank gilt zwei anonymen Gutachtern, Friedhelm Pfeiffer und den Teilnehmern des IAB-Autorenworkshops in Nürnberg im April 2006 für wertvolle Kommentare und Anregungen sowie Shengyu Yang für die Unterstützung bei der Erstellung des Manuskripts.

## 1 Einleitung

Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen (ABM) sind seit der Einführung der aktiven Arbeitsmarktpolitik mit dem Arbeitsförderungsgesetz (AFG) im Jahr 1969 fester Bestandteil des arbeitsmarktpolitischen Instrumentariums in Deutschland. Sie sollen die Wiedereingliederung von Arbeitslosen und Arbeitsuchenden in den regulären Arbeitsmarkt durch die Schaffung von befristeten, subventionierten Arbeitsgelegenheiten ermöglichen. Die Maßnahmen haben ihren Ursprung in einem Konzept der Arbeitsmarktpolitik, das bis zum Jahr 1997 durch die Globalsteuerung der 1960er Jahre mit einer zentralen Allokation von Mitteln und Programmen geprägt war. Seit der Einführung des Sozialgesetzbuchs III (SGB III) im Jahr 1998 wurde die Arbeitsmarktpolitik jedoch grundlegend verändert und auf Flexibilität und Dezentralisation, eine stärkere Betonung von aktiven gegenüber passiven Leistungen, auf neue Instrumente und eine verbindliche Erfolgskontrolle neu ausgerichtet. Trotz dieser inhaltlichen Veränderungen der Arbeitsmarktpolitik wurden die größten Instrumente, Maßnahmen zur Fortbildung und Umschulung (FuU) sowie ABM, weitgehend unverändert in das neue Gesetz übernommen.<sup>1</sup>

Schon seit Beginn des Transformationsprozesses in Ostdeutschland waren aber insbesondere ABM kritisiert worden, da sie zum einen in enormem Umfang – im Jahr 1991 wurden über 530.000 Personen in einer ABM gefördert (Bundesanstalt für Arbeit: Arbeitsmarkt 1993) – und zum anderen ohne spezifische Zielorientierung im Hinblick auf Problemgruppen des Arbeitsmarkts eingesetzt wurden.<sup>2</sup> In der Einschätzung der Kritiker waren die erhofften Effekte einer permanenten Beschäftigung durch diese breit angelegten und nicht zielgerichteten ABM nicht zu erreichen.

Auch nach Einführung des SGB III verbesserte sich die Arbeitsmarktsituation nicht nachhaltig. Hohe Arbeitslosenquoten machten weitere Reformen notwendig. Ab dem Jahr 2002 sollte eine aktivierende Arbeitsmarktpolitik nach dem Job-AQTIV-Gesetz umgesetzt werden. ABM sind hierin nur noch als letzte Option der Arbeitsmarktpolitik einzusetzen. Allerdings wurden die übrigen Förderungsgrundsätze gleichzeitig weiter vereinfacht (z.B. einfache Arbeitslosigkeit statt Langzeitarbeitslosigkeit als Voraussetzung). Die bisher letzte Novelle der Ar-

beitsmarktpolitik sind die Gesetze *Moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt* („Hartz-Gesetze“). Die seit 2002 implizit gültige Vorgabe der „letzten Option ABM“ wird im Dritten Gesetz expliziert. Außerdem wird statt der Wiedereingliederung in reguläre Beschäftigung lediglich der Erhalt bzw. die Wiedererlangung der Beschäftigungsfähigkeit als Ziel vorgegeben.<sup>3</sup>

In einer Reihe mikroökonomischer Studien wurde die Wirksamkeit von ABM für die teilnehmenden Individuen untersucht. Maßnahmen nach AFG wurden hierbei ausschließlich für den ostdeutschen Arbeitsmarkt als Ganzes oder für einzelne Bundesländer (Sachsen und Sachsen-Anhalt) auf der Grundlage von Befragungsdaten untersucht. Die aktuelle Verfügbarkeit von administrativen Daten der BA nach der Einführung des SGB III erlaubt nunmehr eine Untersuchung der Maßnahmen nach diesem Gesetz für Ost- und Westdeutschland, wobei individuen-, regional- und programmspezifische Aspekte berücksichtigt werden können.

In dieser Arbeit sollen die Wirksamkeit von ABM im Hinblick auf die bis 2004 geltende gesetzliche Zielsetzung der Wiedereingliederung in reguläre Beschäftigung auf der Grundlage der bisher vorgelegten Studien beurteilt und relevante Implikationen für die Beschäftigung schaffenden Maßnahmen der zukünftigen Arbeitsmarktpolitik diskutiert werden. Neben der Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse wird der Schwerpunkt auf zwei aktuellen Arbeiten von Thomsen (2006: Kap. 5) und Hujer und Thomsen (2006) liegen. Dem Vergleich der Ergebnisse der unterschiedlichen Studien kommt zugute, dass ABM nach AFG und SGB III sehr ähnlich ausgestaltet waren. Einschränkungen für die Vergleichbarkeit der Ergebnisse ergeben sich durch Unterschiede in den verwendeten Daten, so z.B. im Hinblick auf die Zahl der verfügbaren Beobachtungen, das Merkmalsspektrum, die Abgrenzung einzelner Maßnahmearten und die Ergebnisvariablen. Daneben sind auch Unterschiede in der Fragestellung und den Methoden zu beachten.

Die Arbeit gliedert sich wie folgt: Im folgenden Abschnitt werden die wichtigsten Rahmenbedingungen für ABM in Deutschland skizziert, die für eine Beurteilung der Wirksamkeit notwendig sind. Der dritte Abschnitt beschreibt kurz die mikroökonomische Evaluation von Programmeffekten. An-

<sup>1</sup> Für einen Überblick über die wichtigsten Änderungen der Arbeitsmarktpolitik siehe z.B. Fitzenberger und Speckesser (2000) oder Fertig und Schmidt (2000).

<sup>2</sup> Vergleiche hierzu z.B. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung 1991, Ziffer 528.

<sup>3</sup> An dieser Stelle ist anzumerken, dass Beschäftigungsfähigkeit zwar weiter gefasst ist als Beschäftigung, mittel- und längerfristig aber zu tatsächlicher Beschäftigung (in diesem Falle reguläre, nicht-subventionierte Beschäftigung) führen muss.

schließlich werden die empirischen Untersuchungen von ABM nach AFG und SGB III zusammengefasst und im Hinblick auf die möglichen arbeitsmarktpolitischen Implikationen kritisch diskutiert. Eine detaillierte Darstellung der zwei aktuellen empirischen Studien, in denen die Wirkungen von ABM unter Verwendung eines bisher in Umfang und Informationsgehalt einmaligen Datensatzes evaluiert werden, beinhaltet der fünfte Abschnitt. Die abschließende Beurteilung der Wirksamkeit und ein Ausblick auf Forschungsperspektiven für zukünftige Untersuchungen finden sich in Abschnitt sechs.

## 2 Rahmenbedingungen für ABM in Deutschland

ABM bieten Arbeitsuchenden subventionierte Tätigkeiten, um ihre Eingliederungschancen für reguläre Beschäftigung zu erhöhen.<sup>4</sup> Zur Vermeidung eines Wettbewerbs der durchgeführten Arbeiten mit regulärer Beschäftigung müssen für eine Bewilligung von ABM bestimmte Anforderungen erfüllt sein. Das wichtigste Kriterium ist dabei die Zusätzlichkeit der Arbeiten, d.h. ohne die Förderung würden die Tätigkeiten nicht oder erst zu einem späteren Zeitpunkt (i. d. R. zwei Jahre) durchgeführt. Darüber hinaus können ABM nur bewilligt werden, wenn sie im öffentlichen Interesse liegen, einem unbegrenzten Personenkreis also mittelbar oder unmittelbar dienen, und der Einsatz zweckmäßig ist. Zweckmäßig sind ABM, wenn sie entsprechend der Problemschwerpunkte der regionalen oder beruflichen Teilarbeitsmärkte eingesetzt werden. In ihrer ursprünglichen Konzeption waren ABM vornehmlich für Problemgruppen des Arbeitsmarktes entwickelt worden, d.h. insbesondere für Personen mit gravierenden Vermittlungshemmnissen.

Die Subvention der Arbeiten, die in unterschiedlichen Sektoren der Wirtschaft angeboten werden können, erfolgte durch eine (Teil-)Übernahme der Arbeitskosten sowie Darlehen für i. d. R. zwölf Monate. Die Förderhöchstdauer kann dabei in Ausnahmefällen bis zwei bzw. drei Jahre erweitert werden.<sup>5</sup> Anstelle der anteiligen Übernahme konnte die Finanzierung nach dem Job-AQTIV-Gesetz wahlweise in Form von Pauschalbeträgen in Abhängigkeit der Qualifikation erfolgen. Diese sind seit der Verab-

schiedung des Dritten Gesetzes *Moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt* ab dem Jahr 2004 verbindlich.<sup>6</sup>

Zur Abfederung des enormen Beschäftigungsrückgangs und zur Umstrukturierung der Wirtschaft wurden ABM während der 1990er Jahre in großem Umfang in Ostdeutschland eingesetzt. Hierbei wurde eine Beschränkung auf Problemgruppen außer Acht gelassen. Ergänzt wurden ABM von der Produktiven Arbeitsförderung (später Strukturanpassungsmaßnahmen, SAM), deren Fördergrundsätze weniger restriktiv waren.<sup>7</sup> Die Gefahr dieses umfangreichen Maßnahmeinsatzes waren negative Folgen aufgrund von Mitnahme-, Substitutions- und Verdrängungseffekten.<sup>8</sup> Obgleich auf der einen Seite angesichts der gravierenden Probleme des ostdeutschen Arbeitsmarktes dieser Jahre eine temporäre Verdrängung hingenommen werden musste, sollte auf der anderen Seite aber kein auf Dauer angelegter zweiter Arbeitsmarkt entstehen. Die Etablierung von Dauereinrichtungen in Form der Gesellschaften zur Arbeitsförderung, Beschäftigung und Strukturentwicklung (ABS-Gesellschaften), ausgestattet mit Sachkapital und professionellem Management, wurde schon früh kritisch bewertet. Hier wurden Tätigkeiten ausgeführt, wie z. B. die Rekultivierung ehemaliger Tagebaugebiete, die private Unternehmen verdrängten oder gar nicht erst entstehen ließen (Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung 1995, Ziffer 283). Daneben wurde auch die bereits erwähnte, kaum vorhandene Zielgruppenorientierung in der Zuweisung der Teilnehmer kritisiert (Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung 1996, Ziffer 152).

Diese und weitere Probleme der aktiven Arbeitsmarktpolitik in Ostdeutschland resultierten auf übergeordneter Ebene aus der Übernahme und Anpassung des für die Probleme des westdeutschen Arbeitsmarktes konzipierten Instrumentariums. Dies war für die Überwindung konkreter Hindernisse bei der Integration von Problemgruppen entwickelt und erprobt worden, für die Arbeitsmarktlage in Ostdeutschland aber grundsätzlich nicht ausgelegt. In

<sup>4</sup> ABM waren im AFG in den §§ 91 ff. geregelt, rechtliche Grundlagen im SGB III sind die §§ 260 ff.

<sup>5</sup> Eine Bewilligung von ABM für bis zu 24 Monate kann erfolgen, wenn der Arbeitsuchende als besonders förderungsbedürftig gilt. Garantiert der Arbeitgeber die Übernahme des Geförderten in ein unbefristetes Arbeitsverhältnis im Anschluss an die Teilnahme, kann die Förderung für 36 Monate bewilligt werden.

<sup>6</sup> Für eine ausführlichere Beschreibung der gesetzlichen Grundlagen siehe Brinkmann, Caliendo, Hujer und Thomsen (2006). An dieser Stelle ist anzumerken, dass ABM seit 2005 vor allem im Rechtskreis des SGB II angeboten werden.

<sup>7</sup> In der Produktiven Arbeitsförderung wurden ansonsten aufzuwendende pauschalisierte Lohnersatzleistungen für Tätigkeiten in den Bereichen Umweltsanierung (vor allem Braunkohle und Chemie), soziale Dienste, Jugendschutz, Verbesserung des Breitenschutzes, freie Kulturarbeit und Vorbereitung der Denkmalpflege umgewidmet (Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung 1996, Ziffer 154).

<sup>8</sup> Zu diesen Effekten siehe z. B. Calmfors (1995).

Tabelle 1

**Bedeutung der ABM im Vergleich zu anderen Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik**

	Westdeutschland				Ostdeutschland			
	1998	2000	2002	2004	1998	2000	2002	2004
<b>Zugänge in die Programme</b>								
ABM	94.787	78.684	42.862	40.079	271.768	181.395	119.869	112.921
trad. SAM	9.047	10.657	9.692	1.504	56.995	43.555	42.665	10.822
FbW	372.011	337.880	259.166	123.952	235.959	213.654	195.533	61.089
TM	181.995	285.921	513.094	788.533	98.171	190.751	351.867	399.836
<b>Bestände in v. H. der zivilen Erwerbspersonen</b>								
ABM	0,19	0,18	0,11	0,07	2,36	2,27	1,34	0,89
trad. SAM	0,03	0,03	0,03	0,01	0,74	0,73	0,66	0,38
FbW	0,62	0,66	0,62	0,38	2,35	2,18	1,92	0,86
TM	0,06	0,09	0,14	0,20	0,22	0,30	0,39	0,42

Quelle: Amtliche Nachrichten der BA (verschiedene Jahrgänge) und eigene Berechnungen.

der Reform der gesetzlichen Grundlagen in den Jahren 1997 und 1998 mit der Einführung des Sozialgesetzbuchs III sollte diesem Problem Rechnung getragen werden. Dennoch wurde das grundlegende Konzept der ABM fast unverändert in das neue Gesetz übernommen und in den anschließenden Novellen (Job-AQTIW-Gesetz 2002 und Drittes Gesetz Moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt 2004) nur vorsichtig im Hinblick auf Zielsetzung und Förderung modifiziert.

Die arbeitsmarktpolitische Bedeutung von ABM wird aus der Tabelle 1 deutlich, in der die Zugänge in die Programme im Vergleich zu anderen wichtigen Instrumenten der aktiven Arbeitsmarktpolitik und die Anteile der Programme an den zivilen Erwerbspersonen für West- und Ostdeutschland für ausgewählte Jahre zwischen 1998 und 2004 zusammengefasst werden. Dabei wird die unterschiedliche Bedeutung der aktiven Arbeitsmarktpolitik in beiden Landesteilen deutlich. So wird die Arbeitsmarktpolitik in Westdeutschland im betrachteten Zeitraum von Qualifizierungsmaßnahmen, wie FbW und TM, dominiert. Hatten ABM anfänglich noch eine wichtige, aber nachrangige Bedeutung im Vergleich zu den anderen Maßnahmen, ist die Anzahl der Teilnehmer in den letzten Jahren kontinuierlich gesunken.

Für die neuen Länder zeigt sich ein anderes Bild. Hier hatte und hat die aktive Arbeitsmarktpolitik einen wichtigeren Stellenwert im Vergleich zu Westdeutschland. Neben einer hohen Zahl von Teilnehmern an Fortbildungsmaßnahmen lag ein klarer Schwerpunkt der Arbeitsmarktpolitik auf den Be-

schäftigung schaffenden Maßnahmen (ABM und traditionelle SAM) mit Teilnehmerzahlen zwischen 328.763 (1998) und 123.743 (2004). Diese hohe Zahl bewilligter Förderungen hat für den ostdeutschen Arbeitsmarkt, der gemessen an der Zahl der Erwerbspersonen nur etwa ein Fünftel des westdeutschen Arbeitsmarkts ausmacht, ein deutlich höheres Gewicht. So waren 1998 mehr als fünf Prozent der zivilen Erwerbspersonen in den drei großen Programmen beschäftigt (in Westdeutschland zum Vergleich: weniger als ein Prozent). Obwohl die Bestände der Teilnehmer in den folgenden Jahren zurückgingen, war der Anteil auch 2004 etwa viermal so hoch wie in Westdeutschland.

Trotz dieser Zahlen ist der Wechsel in der Konzeption in der Arbeitsmarktpolitik seit der Reform der gesetzlichen Grundlagen zu beobachten. Dies ist auch eine Folge der durch die Hartz-Kommission seit November 2002 geforderten Verringerung von Beschäftigung schaffenden Maßnahmen und beruflicher Weiterbildung sowie einer verstärkten Forderung an Arbeitslose zur Intensivierung der Suchintensität (Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung 2004, Ziffer 216). So sind TM sowohl in Ost- als auch Westdeutschland im Hinblick auf die Zugänge inzwischen das bedeutsamste Instrument.

In Tabelle 2 sind die Ausgaben der ausgewählten Maßnahmen auf individueller Ebene (durchschnittliche Kosten je Teilnehmer) und insgesamt (Aufwendungen der BA) für die Jahre 1998 bis 2003 zusammengefasst. Die deutlich höheren Zugänge in ABM in Ostdeutschland sind auch mit umfangrei-

Tabelle 2

**Ausgaben für ABM im Vergleich zu anderen Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik**

	Westdeutschland				Ostdeutschland			
	1998	2000	2002	2003	1998	2000	2002	2003
<b>Durchschn. Kosten je Teilnehmer pro Monat (in Euro)</b>								
ABM	1.424	1.464	1.406	1.354	1.535	1.524	1.612	1.560
trad. SAM	–	–	1.012	1.015	–	–	1.092	1.085
FbW	1.593	1.611	1.669	1.529	1.592	1.650	1.709	1.598
TM	–	553	609	504	–	618	738	606
<b>Aufwendungen der BA pro Jahr (in Mio. Euro)</b>								
ABM	1.008	1.020	554	370	2.788	2.659	1.779	1.305
trad. SAM	–	127	116	92	–	586	588	485
FbW	3.598	4.060	3.822	3.026	2.795	2.748	2.879	1.975
TM	145	183	274	361	117	141	204	217

Quelle: Amtliche Nachrichten der BA (verschiedene Jahrgänge) und eigene Berechnungen.

cheren Gesamtaufwendungen verbunden. Während für die Förderung von ABM in Westdeutschland im Jahr 2003 ca. 370 Mio. Euro aufgewendet wurden, lagen die Kosten in Ostdeutschland bei 1.305 Mio. Euro. Neben FbW waren ABM das kostenintensivste Instrument der aktiven Arbeitsmarktpolitik. Neben den Gesamtkosten gibt es auch bemerkenswerte Unterschiede in den Kosten zwischen den einzelnen Programmen auf der Individuenebene. Während für die inzwischen weit verbreiteten TM im Jahr 2003 im Durchschnitt nur etwa 504 (606) Euro pro Teilnehmer und Monat in Westdeutschland (Ostdeutschland) aufgewendet wurden, kosteten ABM im Durchschnitt 1.354 (1.560) Euro. Sie waren damit nur unbedeutend günstiger als FbW. Zu betonen ist, dass sich im Vergleich zur Arbeitslosigkeit deutlich höhere Kosten durch ABM ergeben. So ermittelt Schultz (2002) beispielhaft Mehrkosten für eine ABM im Jahr 1999 von durchschnittlich 9.584 Euro gegenüber der Arbeitslosigkeit (ohne Berücksichtigung der Nachfolgekosten der Maßnahme).

Die Angaben in den Tabellen 1 und 2 zeigen, dass das Instrument ABM nicht nur insgesamt, sondern auch auf individueller Ebene mit erheblichen Ausgaben verbunden ist. Gerade in Zeiten knapper öffentlicher Mittel müssen Effektivität und Effizienz der Allokation untersucht werden.

### 3 Mikroökonomische Evaluation von Programmeffekten

Ziel der Evaluation ist die Ermittlung des kausalen Effekts einer Maßnahme, d.h. die Veränderung des

Ergebnisses am Arbeitsmarkt durch die Maßnahme. Ein verbreiteter Ansatz zur mikroökonomischen Evaluation von Programmeffekten ist der Ansatz potenzieller Ergebnisse.<sup>9</sup> Im einfachsten Fall wird angenommen, dass jedes Individuum zwischen der Teilnahme und Nicht-Teilnahme an einem Programm und den damit verbundenen Ergebnissen entscheiden kann. Jede Person hat also zwei mögliche Ergebnisse,  $Y^1$  bei Teilnahme und  $Y^0$  bei Nicht-Teilnahme. Der kausale Effekt der Maßnahme ist definiert als die Differenz beider Ergebnisse,  $\Delta = Y^1 - Y^0$ . Für jede Person ist aber nur  $Y = Y^1 \cdot D + Y^0 \cdot (D - 1)$  beobachtbar (mit  $D \in \{0, 1\}$  als Teilnahme-Indikator). Beide potenziellen Ergebnisse eines Individuums sind daher nie gleichzeitig beobachtbar und der kausale Effekt lässt sich nicht direkt berechnen.

Die durchschnittlichen Effekte eines Programms können jedoch ermittelt werden. Besondere Beachtung in der empirischen Literatur hat dabei der durchschnittliche Effekt der Teilnahme für die Teilnehmer (*Average Effect of Treatment on the Treated*, *ATT*) gefunden, der die Wirksamkeit der Maßnahme für die tatsächlich Geförderten misst. Der *ATT* ist definiert als  $\Delta^{ATT} = E(Y^1 - Y^0 | D = 1)$ . Da jedoch das erwartete Ergebnis der Teilnehmer bei Nicht-Teilnahme, d.h.  $E(Y^0 | D = 1)$ , unbeobachtbar ist, muss es durch einen Schätzer ersetzt werden. Bei der Verwendung experimenteller Daten, die eine Zufallsauswahl von Teilnehmern bzw. Nicht-Teilnehmern enthalten, kann das Ergebnis der

<sup>9</sup> Für einen ausführlichen Überblick über den Ansatz und empirische Anwendungen siehe Heckman, LaLonde und Smith (1999).

Nicht-Teilnehmergruppe zur Approximation von  $E(Y^0 | D = 1)$  verwendet werden. Bei nicht-experimentellen Daten unterscheiden sich Teilnehmer und Nicht-Teilnehmer in der Regel auch unabhängig von den Programmen. In diesem Fall würde eine Approximation des unbeobachtbaren Ergebnisses der Teilnehmer bei Nicht-Teilnahme durch das Ergebnis der Nicht-Teilnehmergruppe zu einem verzerrten Effekt-Schätzer führen, da  $E(Y^0 | D = 1) \neq E(Y^0 | D = 0)$ .

Zur Vermeidung der Selektionsverzerrung des Schätzers können ökonometrische Verfahren eingesetzt werden. Als Beispiele seien hier die Matching-Schätzer, der Differenz-von-Differenzen-Ansatz, die Instrumentenvariablen-Schätzer und die Verweildauermodelle genannt.<sup>10</sup> Die einzelnen Verfahren gehen dabei von unterschiedlichen identifizierenden Annahmen für eine konsistente Schätzung der Effekte aus. Matching-Schätzer basieren auf der Idee, die Situation eines sozialen Experiments künstlich nachzubilden. Hierzu werden aus der nicht-experimentellen Gruppe von Nicht-Teilnehmern diejenigen als Vergleichspersonen ausgewählt, die den Teilnehmern in allen für die Teilnahmeentscheidung und das Ergebnis am Arbeitsmarkt relevanten Merkmalen identisch sind („statistische Zwillinge“). Ein Vorteil der Matching-Schätzer ist ihre nicht-parametrische Spezifikation und die damit verbundene Flexibilität zur Kombination mit anderen Methoden. Ein Nachteil ist, dass der geschätzte Effekt nur dann identifiziert ist, wenn die relevanten Merkmale beobachtbar sind. Die Berücksichtigung aller relevanten Merkmale zur Bildung der statistischen Zwillinge führt i.d.R. zu einem Dimensionsproblem. Deshalb wird häufig auf die Teilnahmeneigung der Individuen (Propensity Score) konditioniert, die aus den Merkmalen ermittelt wird (siehe hierzu die grundlegende Arbeit von Rosenbaum und Rubin 1983).

Um weitere, unbeobachtbare Einflüsse zu berücksichtigen, kann der Differenz-von-Differenzen-Ansatz verwendet werden. Dieser Ansatz vergleicht die Unterschiede zwischen Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern in der Vorher-Nachher-Differenz der Ergebnisse am Arbeitsmarkt. Die zugrunde liegende Annahme ist hierbei, dass die mittlere Veränderung des Ergebnisses der Nicht-Teilnehmer über die Zeit für Teilnehmer und Nicht-Teilnehmer gleich ist. In Verbindung mit dem Matching-Schätzer (*Conditional Difference-in-Differences*) können darüber hinaus auch Unterschiede zwischen Teilnehmern und

Nicht-Teilnehmern berücksichtigt werden. Für diesen Fall werden aber noch umfangreichere Daten als im einfachen Matching benötigt, da Informationen zu den Kovariaten für unterschiedliche Zeitpunkte verfügbar sein müssen.

Die Selektion kann auch durch Verwendung von Instrumentenvariablen gelöst werden. Diese muss die Teilnahme in die Programme erklären, aber unabhängig von der Ergebnisvariablen sein. Die Anwendung dieser Schätzer im Bereich der Evaluation von Programmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik ist vergleichsweise gering, da sich die Auswahl solcher Variablen in der Empirie als außerordentlich schwierig erweist. Verweildauermodelle werden dagegen häufiger verwendet, da sie sich zur Untersuchung der Effekte auf die Arbeitslosigkeitsdauern von Teilnehmern eignen. Im Gegensatz zu den bisher vorgestellten Methoden wird die Selektion in Verweildauermodellen explizit im Längsschnitt gelöst. Hierbei können auch unbeobachtbare Einflüsse berücksichtigt werden. Auf der Grundlage von Episodendaten zu verschiedenen Arbeitsmarktzuständen, z.B. in Arbeitslosigkeit, in ABM oder in Beschäftigung, werden die Abgangs- bzw. Übergangsraten (*Hazard-Raten*) von einem in einen der anderen Zustände geschätzt. Ältere Studien ermitteln den Programmeffekt auf den Abgang aus Arbeitslosigkeit in der Regel durch Berücksichtigung eines zeitinvarianten binären Indikators für die Teilnahme. Abbring und van den Berg (2003) haben gezeigt, dass sowohl die Selektion in die Teilnahme als auch in Beschäftigung nicht unabhängig voneinander sind und unter Verwendung von multivariaten Mixed Proportional Hazards-Modellen simultan geschätzt werden können.

#### 4 Empirische Analysen der Wirkungen von Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen

Für die Beurteilung der Wirksamkeit von ABM kann auf eine Vielzahl empirischer Studien zurückgegriffen werden. Zur besseren Übersicht werden die Studien nach dem zugrunde liegenden Gesetz und den verwendeten Daten gruppiert. Die erste Gruppe umfasst Studien, die Maßnahmen nach dem AFG untersuchen und sich auf Ostdeutschland oder einzelne Bundesländer (Sachsen, Sachsen-Anhalt) beschränken. Diese Studien basieren auf unterschiedlichen Befragungsdaten. In der zweiten Gruppe sind Studien, die ABM in der Ausgestaltung des SGB III untersuchen und nicht regional beschränkt sind. Die Studien verwenden administrative Daten der BA, die im Projekt *Eingliederungseffekte und weiterer Nutzen von ABM und SAM für*

<sup>10</sup> Ausführliche Beschreibungen dieser Methoden finden sich bei Heckman, LaLonde und Smith (1999), Heckman und Vytalil (2000) und van den Berg (2001).

die Geförderten unter besonderer Berücksichtigung von ‚SAM für Ältere‘ des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung und des Lehrstuhls für Statistik und Ökonometrie in Frankfurt/Main für die wissenschaftliche Evaluation aufbereitet wurden. Im nächsten Abschnitt (Abschnitt 5) werden dann die zwei aktuellen Untersuchungen beschrieben, die unter Verwendung der bisher umfangreichsten Daten für Deutschland die Beschäftigungseffekte von ABM untersuchen. Obwohl sich die Ausgestaltung von ABM nach AFG und SGB III nur wenig unterscheidet, ist die Gliederung der Studien nach dem maßgeblichen Gesetz sinnvoll, da sich der Schwerpunkt der Arbeitsmarktpolitik mit der Reform verändert hat.

#### 4.1 Untersuchungen der Maßnahmen nach AFG

Da bis zur Einführung des SGB III keine administrativen Daten zur Verfügung standen, basieren alle Untersuchungen der Wirkungen von Beschäftigung schaffenden Maßnahmen nach dem AFG (ABM und trad. SAM bzw. Produktive Arbeitsförderung) auf Befragungsdaten. Der Nachteil der verfügbaren Befragungsdaten – die Arbeitsmarktmonitoren für die neuen Länder (AMM) und Sachsen-Anhalt (AMM-SA) und der unterjährige Mikrozensus für Sachsen – ist die Beschränkung auf den ostdeutschen Arbeitsmarkt bzw. einzelne Bundesländer. Vergleichbare Daten für Westdeutschland standen nicht zur Verfügung.<sup>11</sup> Obwohl das Merkmalspektrum der Datensätze vergleichsweise umfangreich ist, ist die Untersuchung der Wirksamkeit von ABM nur eingeschränkt möglich. Die Ableitung einer allgemeingültigen, verlässlichen Bewertung des Maßnahmen Erfolgs anhand der Studien nach dem AFG ist dabei nicht allein aufgrund der regionalen Beschränkung der Daten problematisch. So erlauben die geringen Fallzahlen in den Untersuchungen keine Berücksichtigung von Unterschieden in den Effekten durch individuelle oder maßnahmespezifische Charakteristika. Auch die Abgrenzung der einzelnen Programme ist in den Studien teilweise recht unklar; in der Mehrzahl der Untersuchungen werden die Effekte der Beschäftigung schaffenden Maßnahmen ohne Differenzierung zwischen ABM und Produktiver Arbeitsförderung geschätzt.

Tabelle 3 fasst die wichtigsten mikroökonomischen Studien für Beschäftigung schaffende Maß-

nahmen nach AFG zusammen. Neben der Fragestellung werden auch der Zeitraum, die Zahl der Beobachtungen, die Untersuchungsmethode und die wichtigsten empirischen Ergebnisse dargestellt. Es wird deutlich, dass sich die Untersuchungen an der gesetzlichen Vorgabe, der (Wieder-)Eingliederung in reguläre Beschäftigung, orientieren, diese Zielsetzung aber unterschiedlich operationalisieren. So verwenden einige Studien die Beschäftigungseffekte, wie z.B. Kraus, Puhani und Steiner (2000). Andere Autoren, wie beispielsweise Eichler und Lechner (2002), analysieren die Effekte auf den Abgang aus Arbeitslosigkeit bzw. auf die Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit. Analysiert werden i.d.R. die Wirkungen einer ersten Partizipation in einem Programm. Bergemann, Fitzenberger, Schultz und Speckesser (2000) untersuchen auch die Effekte einer zweiten Partizipation.

Unterschiede ergeben sich auch im Hinblick auf die zugrunde liegenden Untersuchungszeiträume. Während sich die Studie von Steiner und Kraus (1995) auf einen Zeitraum von zwei Jahren bezieht, verwenden Bergemann und Schultz (2000) Daten im Zeitraum von 1990 bis 1998. Deutliche Unterschiede gibt es auch in Bezug auf die berücksichtigten Teilnehmer und Nicht-Teilnehmer. So untersuchen beispielsweise Reinowski, Schultz und Wiemers (2003) die Effekte von Beschäftigung schaffenden Maßnahmen in Sachsen auf Grundlage von 195 Teilnehmern, die innerhalb von 10 (!) Jahren in die Programme in Sachsen eingetreten sind. Eichler und Lechner (2002) können immerhin 1.123 Teilnehmer aus Sachsen-Anhalt in die Schätzung einbeziehen. Im Vergleich zur Anzahl der Förderungen sind dies sehr geringe Fallzahlen, die zur Untersuchung der Wirksamkeit verwendet werden.

Methodische Unterschiede zeigen sich in enger Verbindung mit den zugrunde liegenden Daten. So verwenden die Studien auf Grundlage des AMM-SA Differenz-von-Differenzen-Ansätze mit unterschiedlichen Erweiterungen. Die Studien, die auf dem AMM für die neuen Länder basieren, ermitteln die Effekte der Programme unter Verwendung von Verweildauermodellen. Eine Ausnahme stellt die Studie von Hübler (1997) dar, in der die Ergebnisse von unterschiedlichen Methoden, wie z. B. dem multinomialen Logit- oder dem Random-Effects Probit-Modell, gegenübergestellt werden. Die Studie von Reinowski, Schultz und Wiemers (2003) mit dem unterjährigen Mikrozensus für Sachsen verwendet eine Kombination aus der Matching-Methodik und einem Proportional Hazard-Modell.

Trotz dieser Unterschiede der Studien im Hinblick auf die zugrunde liegenden Zeiträume, die verwen-

<sup>11</sup> Hier sei das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) als wichtigste sozialwissenschaftliche Quelle genannt, in dem zwar Informationen zu Fortbildung und Umschulung abgefragt wurden, nicht aber zu Beschäftigung schaffenden Maßnahmen.

Tabelle 3

## Mikroökonomische Studien für Beschäftigung schaffende Maßnahmen nach AFG

Daten	Autoren	Fragestellung	Zeitraum	Beobachtungen	Methode	Ergebnisse
<b>AMM-Ost</b>	Steiner, Kraus (1995)	Wiedereingliederung in reguläre Beschäftigung	Nov. 1990 bis Nov. 1992	582 Pers./ 2.179 Pers.	Diskretes Hazardraten-Modell	<b>M</b> : haben nach Maßnahmenende kurzfristig eine höhere Abgangsrate in Beschäftigung (bis 3 Monate), danach kein Unterschied. Für <b>F</b> mit guten Beschäftigungschancen ist Programm negativ, sonst kein Unterschied in den Abgangsdaten.
	Hübler (1997)	Wahrscheinlichkeit arbeitslos oder nicht erwerbstätig zu sein; Beschäftigungseffekte	Nov. 1990 bis Nov. 1994	2.886 Pers., TN-Zahl k. A.	Multinomiales Logit-Modell und RE Probit-Modell (mit und ohne Pre-Programme Tests)	Multinomiales Logit zeigt keine eindeutigen Ergebnisse; RE Probit zeigt kurzfristig positiven, aber rückläufigen Beschäftigungsschub; Pre-Programme Test ergibt keine positiven Effekte.
	Kraus, Puhani, Steiner (2000)	Wiedereingliederung in reguläre Beschäftigung; Unterscheidung zwischen stabiler und instabiler Beschäftigung	1. Teilperiode: Jan. 1989 bis Aug. 1992, 2. Teilperiode: Sep. 1992 bis Nov. 1994	718 TN, 3.095 NT	Diskretes Hazardraten-Modell mit unbeob. Heterogenität	<b>M</b> und <b>F</b> haben in der kurzen und der langen Frist geringere Abgangsdaten in stabile Beschäftigung.
<b>AMM-SA</b>	Eichler (1997)	Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit	Wellen 1993 und 1996, sowie Panel zw. 1993 und 1996	345/ 410/ 126 TN, 5.044/ 3.481/ 854 NT	Probit-Modell mit Programm-Dummy; DiD	positiver Effekt auf die Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit, d. h. negativer Effekt auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit.
	Bergemann, Schultz (2000)	Änderung der Beschäftigungsquote	1990 bis 1998	615 TN, 3.450 NT	Conditional DiD	<b>F</b> : anfänglich negativer Effekt, dann positiv ca. 2 Jahre nach Beginn der Programme. <b>M</b> : anfänglich negativ, später kein Unterschied zu NT.
	Bergemann, Fitzenberger, Schultz, Speckesser (2000)	Beschäftigungseffekte von Einfach- und Mehrfachteilnahmen	Jan. 1990 bis Sep. 1997	606 TN, 4.039 NT (1. ABM)/ 146 TN, 4.499 NT (2. ABM)	Conditional DiD	1. ABM: negative Effekte für Programme, die im Dezember 1990 begonnen wurden, negative und später insignifikante Effekte für Programme, die im Dezember 1992 bzw. 1994 begonnen wurden, 2. ABM: ähnliche Ergebnisse, aber stärker positiver Trend.
	Eichler, Lechner (2002)	Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit	Apr. 1991 bis Sep. 1997	1.123 TN, 12.565 NT	Conditional DiD	positive Effekte für <b>M</b> und <b>F</b> , d. h. geringere Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeiten nach Teilnahme.
<b>Unter-jähriger Mikrozensus Sachsen</b>	Bergemann (2005)	Übergänge in Beschäftigung, Nichtbeschäftigung und ABM	Jan. 1990 bis Sep. 1997	375 TN, 2.093 NT	Conditional DiD in Hazardraten	positiv für <b>F</b> , die ABM im Dezember 1990 begonnen haben, spätere Zeitpunkte zeigen keine Effekte. Für <b>M</b> sind die Effekte negativ oder im besten Fall nicht von Null verschieden.
	Reinowski, Schultz, Wiemers (2003)	Abgang aus Arbeitslosigkeit	1989 bis 2000	195 TN, 1.141 NT	1. Schritt: Mahalanobis-Matching, 2. Schritt: PH-Modell	negative Wirkungen der Programme auf den Abgang aus Arbeitslosigkeit.

AMM-Ost = Arbeitsmarktmontitor für die neuen Länder, AMM-SA = Arbeitsmarktmontitor Sachsen-Anhalt, TN = Teilnehmer, NT = Nicht-Teilnehmer, M = Männer, F = Frauen, RE = Random Effects, DiD = Differenz von Differenzen-Schätzer, PH = Proportional Hazards



deten Daten und Methoden zeigen die Ergebnisse für die Wirksamkeit von ABM ein überwiegend ähnliches Bild mit kleineren Abweichungen. Die Studien auf Grundlage des AMM für die neuen Länder stellen negative oder keine signifikanten Effekte der Programme fest. In Ausnahmefällen konnten kurzfristig positive Wirkungen in der Zeit zwischen 1990 und 1992 für Männer festgestellt werden (siehe Steiner und Kraus 1995). Ein ähnlich unbefriedigendes Bild zeigen auch die Ergebnisse von Reinowski, Schultz und Wiemers (2003) für Sachsen, die eine Verlängerung der Arbeitslosigkeitsdauer durch die Maßnahmen ermitteln. Dagegen ergibt sich aus den Studien mit dem AMM-SA ein differenziertes Bild. Die Untersuchungen von Bergemann und Schultz (2000), Bergemann, Fitzenberger, Schultz und Speckesser (2000) und Bergemann (2005) analysieren die Beschäftigungseffekte und ermitteln für Männer negative Effekte, die sich über die Zeit abschwächen. Für Frauen finden sie positive oder keine signifikanten Effekte der Maßnahmen. Die Ergebnisse von Eichler (1997) und Eichler und Lechner (2002) zur Untersuchung der Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit zeigen, dass Beschäftigung schaffende Maßnahmen die Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit der Teilnehmer reduzieren. Diese auf den ersten Blick widersprüchlichen Ergebnisse sind jedoch nicht unplausibel, da Abgänge aus Arbeitslosigkeit auch in die Nichterwerbstätigkeit erfolgen können. Die Ergebnisvariablen sind daher nicht direkt vergleichbar. Allerdings stehen sie im Gegensatz zu den Aussagen von Reinowski, Schultz und Wiemers (2003) für Sachsen.

Das Fazit dieser Untersuchungen ist, dass ABM schon in der Ausgestaltung nach dem AFG nicht zu den erwünschten positiven Effekten für die Beschäftigung der Teilnehmer beitrugen. Mit wenigen Ausnahmen zeigen die Ergebnisse eine vergleichbare Tendenz; diese Übereinstimmung ist ein Indikator für die unbefriedigende Wirksamkeit der Programme. Allerdings ist eine Ableitung allgemeingültiger politischer Implikationen und Handlungsempfehlungen aufgrund der erwähnten Einschränkungen nicht möglich.

#### 4.2 Untersuchungen der Maßnahmen nach SGB III

Die Restriktionen der empirischen Analysen zur Wirksamkeit von ABM auf der Grundlage von Befragungsdaten, insbesondere im Hinblick auf eine fundierte Diskussion der arbeitsmarktpolitischen Implikationen und der Handlungsempfehlungen für eine politische Umsetzung konnten durch die Verfügbarkeit von administrativen Daten der BA ab

2000 weitgehend aufgehoben werden. Einen Überblick der Studien gibt Tabelle 4.

Als Datengrundlage der Studien von Caliendo, Hujer und Thomsen (2003) und Hujer, Caliendo und Thomsen (2004) wurden Informationen zu allen Teilnehmern in ABM verwendet, die ihre Maßnahmen im Februar 2000 begonnen haben. Die Datengrundlage ist dabei ein Prototyp der Maßnahme-Teilnehmer-Grunddatei (MTG). Im Gegensatz zur MTG, in der Informationen zu allen von der BA durchgeführten Maßnahmen zusammengefasst sind, enthält der verwendete Prototyp nur die Beschäftigung schaffenden Maßnahmen.<sup>12</sup> Ergänzt werden die Informationen mit einem reichen Merkmalspektrum zur Beschreibung der Arbeitsmarktsituation der Teilnehmer und Nicht-Teilnehmer. Die Daten wurden aus der Bewerberangebotsdatei (BewA), die Informationen zu allen registrierten Arbeitsuchenden in Deutschland enthält, sowie einer von der Statistik der BA aufbereiteten Version hinzugespielt.<sup>13</sup> Zusätzlich zu den 12.592 bzw. 11.376 Teilnehmern wurde aus der Gruppe der Arbeitslosen im Januar 2000 eine Kontrollstichprobe von 261.087 bzw. 232.399 Individuen unter Berücksichtigung der gesetzlichen Anforderungen für eine Förderung in ABM gezogen.

Da zu diesem Zeitpunkt noch keine Ergebnisvariable zur Verfügung stand, die Aussagen über die Eingliederung in den regulären Arbeitsmarkt erlaubte, mussten die Eingliederungseffekte mit Hilfe der verfügbaren Informationen zum Verbleib von Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern geschätzt werden. Dies sind die Informationen zu den Kategorien arbeitslos gemeldet, nicht arbeitslos arbeitsuchend gemeldet (z.B. Teilnehmer an arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen, Arbeitnehmer in befristeter Beschäftigung) sowie nicht arbeitsuchend gemeldet (z.B. Arbeitnehmer in regulärer Beschäftigung). Diese Informationen sind auch Grundlage der in den Eingliederungsbilanzen ausgewiesenen Verbleibsquoten.<sup>14</sup> Um dem Problem der Abgrenzung zwischen nicht arbeitsuchend gemeldeten und nicht arbeitslos arbeitsuchend gemeldeten Individuen Rechnung zu tragen, werden in der Analyse zwei unterschiedliche Szenarien verwendet, die sich in der Bewertung des Status nicht arbeitslos arbeitsuchend gemeldet unterscheiden. Die Szenarien kön-

<sup>12</sup> Diese wurden aus der Teilnehmerdatei zu ABM und SAM (St11) zusammengeführt.

<sup>13</sup> Die BA-Bezeichnung dieser Datenquelle ist St4. Anzumerken ist, dass sie in der verwendeten Form nicht mehr weiter gepflegt wird.

<sup>14</sup> Die Verbleibsquoten zeigen zwar den Brutto-Verbleib in Nicht-Arbeitslosigkeit für die einzelnen Maßnahmen und bestimmte Problemgruppen des Arbeitsmarkts, jedoch fehlen wichtige Informationen zum Verbleib außerhalb der Arbeitslosigkeit.

Tabelle 4  
Mikroökonomische Studien für ABM nach SGB III

Daten	Autoren	Fragestellung	Zeitraum	Beobachtungen	Methode	Ergebnisse
Prototyp der MTG, BewA, St4	Callendo, Hujer, Thomsen (2003)	Abgang aus Arbeitslosigkeit (ALO) und Arbeitsuche (ASU); individuelle Unterschiede in West- und Ostdeutschland und Berlin	Feb. 2000 bis Mär. 2002	12.592 TN/ 261.087 NT	Propensity Score-Matching, statistischer Ansatz	<b>West:</b> ALO: <b>M</b> negativ, insb. u. 50 Jahren, <b>F</b> kein Unterschied, aber u. 26 Jahren negativ, ASU: alle Gruppen negativ, <b>Ost:</b> ALO: <b>M</b> und <b>F</b> negativ, wenn zw. 26 und 50 Jahren kein Effekt, ASU: alle Gruppen negativ, Berlin: ALO: kein Effekt, <b>M</b> u. 26 und <b>F</b> zw. 26 und 50 Jahren positiv, ASU: überwiegend negativ oder kein Effekt.
	Hujer, Callendo, Thomsen (2004)	Abgang aus Arbeitslosigkeit (ALO) und Arbeitsuche (ASU); sektorale (Maßnahmefelder) und gruppenspezifische Unterschiede in West- und Ostdeutschland, Sensitivität gegenüber unbeobachtbarer Heterogenität	Feb. 2000 bis Mär. 2002	11.376 TN/ 232.399 NT	Propensity Score-Matching, statistischer Ansatz	klare Unterschiede zw. einzelnen Maßnahmefeldern, aber negative oder keine Effekte auf ALO, negative Effekte auf ASU in West und Ost für <b>M</b> und <b>F</b> , Ergebnisse nicht robust gegen mögliche unbeobachtbare Einflüsse.
Prototyp der MTG, BewA, St4, BSt	Callendo, Hujer, Thomsen (2004)	Aufnahme regulärer (ungeförderter) Beschäftigung; individuelle (Vermittlungseinschränkungen) und regionale Unterschiede in West- und Ostdeutschland	Feb. 2000 bis Dez. 2002	11.151 TN/ 219.622 NT	Propensity Score-Matching, statistischer Ansatz	<b>West:</b> <b>M</b> kein Effekt, <b>F</b> positiv, Heterogenität: Individuell: <b>M</b> und <b>F</b> mit gesundh. Einschränkungen/Vermittlungshemmnissen positiv, sonst kein Effekt, Regional: <b>F</b> in Zentren mit hoher Dynamik positiv, sonst kein Effekt, <b>Ost:</b> <b>M</b> und <b>F</b> negativ; Heterogenität: Individuell: <b>M</b> und <b>F</b> mit gesundh. Einschränkungen tendenziell positiv, sonst kein Effekt; Regional: in typischen Arbeitsagenturbezirken negativ.
	Callendo, Hujer, Thomsen (2005)	Aufnahme regulärer (ungeförderter) Beschäftigung; gruppenspezifische (Arbeitslosigkeitsdauer, Alter und weitere) Unterschiede in West- und Ostdeutschland, Sensitivität gegenüber unbeobachtbarer Heterogenität	Feb. 2000 bis Dez. 2002	11.151 TN/ 219.622 NT	Propensity Score-Matching, statistischer Ansatz	<b>West:</b> <b>M</b> kein Effekt, <b>F</b> positiv, Heterogenität: langzeitarbeitslose <b>M</b> und <b>F</b> positiv, <b>F</b> ü. 50 Jahren positiv, übrige kein Effekt, <b>Ost:</b> <b>M</b> und <b>F</b> negativ, Heterogenität: kurzzeitarbeitslose <b>M</b> negativ, langzeitarbeitslose <b>F</b> positiv, übrige kein Effekt. Ergebnisse nicht robust gegen mögliche unbeobachtbare Einflüsse.
	Callendo, Hujer, Thomsen (2006b)	Aufnahme regulärer (ungeförderter) Beschäftigung; sektorale Unterschiede (Maßnahmefelder), Unterschiede durch Leistungsart und Trägerform in West- und Ostdeutschland	Feb. 2000 bis Dez. 2002	11.151 TN/ 219.622 NT	Propensity Score-Matching, statistischer Ansatz	<b>West:</b> <b>M</b> Büro & Dienstleistungen positiv, übrige kein Effekt, <b>F</b> kein Effekt, <b>Ost:</b> <b>M</b> Bau & Industrie/Sonstige negativ, übrige kein Effekt, <b>F</b> Büro & Dienstleistungen/Sonstige negativ, Soziale Dienste positiv, übrige kein Effekt.
	Callendo, Hujer, Thomsen (2006a)	Aufnahme regulärer (ungeförderter) Beschäftigung; zielgruppenspezifische Effekte und Effekte für Personen mit multiplen Vermittlungshemmnissen für West- und Ostdeutschland	Feb. 2000 bis Dez. 2002	11.151 TN/ 219.622 NT	Propensity Score-Matching, statistischer Ansatz	<b>West:</b> Zielgruppen von ABM kein Effekt oder positiv; langzeitarbeitslose <b>M</b> und <b>F</b> positiv, ältere <b>F</b> und <b>F</b> mit vielen Vermittlungsvorschlägen positiv, Personen mit multiplen Hemmnissen tendenziell positiv, <b>Ost:</b> überwiegend kein Effekt für Zielgruppen und multiple Hemmnisse, Maßnahmekategorien für <b>M</b> negativ, langzeitarbeitslose <b>F</b> positiv, negativ wenn keine Hemmnisse.

MTG = Maßnahme-Teilnehmer-Grunddatei, BewA = Bewerberangebotsdatei, St4 = Aufbereitete Bewerberangebotsdaten durch die Statistik der BA, BSt = Beschäftigtenstatistik, TN = Teilnehmer, NT = Nicht-Teilnehmer, M = Männer, F = Frauen

nen als Ober- bzw. Untergrenze des Erfolgs (Abgang aus Arbeitslosigkeit/Arbeitsuche) interpretiert werden. Der Übergang in die erste Maßnahmenteilnahme, also die Teilnahme an der zu evaluierenden ABM, wird dabei in keinem der beiden Szenarien als Abgang aus Arbeitslosigkeit bewertet.<sup>15</sup>

In der empirischen Analyse wird Propensity Score-Matching als statischer Ansatz verwendet, die Ergebnisse werden nach individuen- und regionenspezifischen Kriterien (Zielgruppen und räumliche Arbeitsmarkt-Cluster) ausgewiesen. Die Erfolgswahrscheinlichkeit für Teilnehmer und Kontrollgruppe wird von Beginn der Maßnahmen (Februar 2000) bis März 2002 verglichen. Somit konnten über 90 Prozent der Teilnehmer in den drei gesondert untersuchten Landesteilen (West 91 %, Ost 93 % und Berlin 94 %) für mindestens ein Jahr nach Beendigung der Programme beobachtet werden. Bei der Interpretation der Effekte ist der so genannte Locking-in Effekt zu beachten, der sich dadurch ergibt, dass Teilnehmer durch ihre Einbindung in die Maßnahmen eine geringere Suchintensität aufweisen als Nicht-Teilnehmer. Eine für die politische Entscheidungsfindung tragfähige Interpretation ist daher erst nach Austritt der Mehrheit der Teilnehmer aus den Maßnahmen, d.h. nach Februar 2001 möglich. Insgesamt ergeben sich aus den Resultaten bis zum Ende des Untersuchungszeitraums im März 2002 in keinem der beiden Szenarien und für keine Untergruppe signifikant positive Effekte. Im Vergleich der einzelnen Gruppen ist jedoch eine deutliche Heterogenität in den Effekten festzustellen, d.h. für einige Gruppen verschlechtern sich die Erfolgschancen gravierender als für andere.

In den empirischen Analysen von Caliendo, Hujer und Thomsen (2004, 2005, 2006a, 2006b) konnte durch Verknüpfung mit dem Jahreszeitraummaterial der Beschäftigtenstatistik (BSt) die Aufnahme einer regulären, ungeforderten Beschäftigung als Ergebnisvariable verwendet werden. Die Ergebnisse basieren auf einer Stichprobe von 11.151 Teilnehmern und 219.622 Nicht-Teilnehmern, deren Erwerbszustand am Arbeitsmarkt bis Dezember 2002 beobachtbar ist. Bei einer durchschnittlichen Förderdauer in ABM von einem Jahr konnten somit die kurz- und mittelfristigen Effekte der Programme untersucht werden. Zur Ermittlung der Beschäftigungseffekte wird Propensity Score-Matching (statischer Ansatz) verwendet.

<sup>15</sup> Anzumerken ist an dieser Stelle, dass ABM aus institutioneller Sicht eine Beschäftigung darstellen. Aus diesem Grund wurde die Förderdauer lange Zeit nicht als Arbeitslosigkeit gezählt. Da sich die Analysen an der ökonomischen Definition von Arbeitslosigkeit orientieren, wird die Maßnahmezeit nicht als Beschäftigung bewertet.

Analysiert man die Entwicklung der Eingliederungseffekte in reguläre Beschäftigung bis Dezember 2002 für Teilnehmer an ABM im Februar 2000 mit einer Unterscheidung nach Geschlecht und West- bzw. Ostdeutschland, so sind starke Locking-in Effekte kurz nach Beginn der Maßnahmen zu beobachten. Während die Eingliederungseffekte für Ostdeutschland unabhängig vom Geschlecht für den gesamten Untersuchungszeitraum negativ bleiben, werden in Westdeutschland die Effekte für Männer zum Ende des Beobachtungszeitraums insignifikant und für Frauen positiv (im Dezember 2002: 5,54 Prozentpunkte höhere Beschäftigungsrate im Vergleich zu Nicht-Teilnehmerinnen).

Individuen- und regionalspezifische Effekte werden in den Studien von Caliendo, Hujer und Thomsen (2004, 2005, 2006a) untersucht. Die Auswahl der untersuchten Gruppen unterscheidet dabei verschiedene Altersklassen, Arbeitslosigkeitsdauern und Qualifikationsstufen. So wurden die Wirkungen von ABM auf die Eingliederung in reguläre Beschäftigung explizit für Personen ohne Berufserfahrung oder ohne Berufsausbildung, für solche mit überdurchschnittlicher Qualifikation (mit Fachhochschul- bzw. Hochschulabschluss), aber auch für Rehabilitanden und Personen mit gesundheitlichen Einschränkungen ermittelt. Positive Beschäftigungseffekte von ABM können für langzeitarbeitslose Teilnehmer in Westdeutschland und langzeitarbeitslose Teilnehmerinnen in Ost- und Westdeutschland festgestellt werden (mit einer Arbeitslosigkeitsdauer vor Programmbeginn von mehr als einem Jahr). Ebenfalls profitieren Personen mit gesundheitlichen Einschränkungen, wie z.B. Männer in Westdeutschland. Die deutlichsten Effekte werden für Frauen in Westdeutschland ermittelt. Negative Effekte haben insbesondere vier Gruppen, für die sich deutlich reduzierte Beschäftigungsraten im Anschluss an die Teilnahme ergeben. Dies sind Teilnehmerinnen und Teilnehmer in West- und Ostdeutschland mit einer kurzen, der Maßnahme vorangehenden Arbeitslosigkeit (unter 13 Wochen). Ebenfalls negativ wirkten sich ABM für Frauen im mittleren Alter (zwischen 25 und 50 Jahren) und für höher qualifizierte Frauen in Ostdeutschland aus.

Neben den individuellen Unterschieden der Teilnehmer hat auch die Situation auf dem lokalen Arbeitsmarkt einen wichtigen Einfluss auf die Wirksamkeit der Maßnahmen. Aus diesem Grund wurden zusätzlich zur Betrachtung der individuellen bzw. gruppenspezifischen Heterogenität regionale Unterschiede in den Wirkungen von ABM untersucht. Diese bereits in der Untersuchung der Effekte für die vier Hauptgruppen in Ost- und Westdeutschland berücksichtigten Unterschiede wurden

anhand der von Blien et al. (2004) erstellten Typisierung der Agenturen für Arbeit erweitert. Nur für Teilnehmerinnen in großstädtisch geprägten Bezirken, vor allem in Westdeutschland, zeigte sich ein positiver Maßnahmen-Effekt. Für Teilnehmer in ostdeutschen Arbeitsagenturbezirken mit schlechten Arbeitsmarktbedingungen reduzierte sich hingegen die Beschäftigungswahrscheinlichkeit bis Dezember 2002 signifikant. Auch Teilnehmerinnen in Arbeitsagenturbezirken mit den im Vergleich besten Arbeitsmarktbedingungen konnten nicht von der Teilnahme an einer ABM profitieren.

Die Untersuchung programmspezifischer Unterschiede in den Effekten war Gegenstand der Studie Caliendo, Hujer und Thomsen (2006b). Hier wurden die Effekte mit einer Unterscheidung für die wichtigsten Programmfelder, d.h. Landwirtschaft, Bau und Industrie, Büro und Dienstleistungen sowie soziale Dienste ermittelt. In weiteren Schritten wurden darüber hinaus auch Unterschiede innerhalb der Sektoren im Hinblick auf unterschiedliche Förderarten, d.h. einfache und verstärkte Förderung, sowie auf unterschiedliche Trägerformen, d.h. öffentlich-rechtliche und gemeinnützige Träger, untersucht. Vereinzelt positive Effekte ergeben sich in Westdeutschland für Männer, die in einer ABM im Bereich Büro und Dienstleistungen beschäftigt waren, und für Frauen mit Tätigkeiten in den sozialen Diensten. In Ostdeutschland werden sowohl für Männer als auch für Frauen deutlich negative Effekte in den verschiedenen Sektoren ermittelt.

Insgesamt wird deutlich, dass der Großteil der Teilnehmer/innen in einem Zeitraum von bis zu drei Jahren nach Förderbeginn nicht von einer ABM-Teilnahme profitieren konnte. Es wurde aber auch gezeigt, dass einige Gruppen wie z.B. Langzeitarbeitslose und Personen mit gesundheitlichen Einschränkungen explizit davon profitieren können.<sup>16</sup>

## 5 Analyse der Beschäftigungseffekte in einem dynamischen Evaluationsansatz

### 5.1 Mikroökonometrische Evaluation von Programmeffekten in einem dynamischen Ansatz

Das in Abschnitt 3 beschriebene Modell der potenziellen Ergebnisse ist für den Fall konzipiert, in dem Programme einmalig und zu einem bestimmten

Zeitpunkt angeboten werden. Der Ansatz orientiert sich dabei an der Konzeption sozialer Experimente, in denen diese Bedingungen als erfüllt angenommen werden. Für die Evaluation der Programme der aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland und anderen Ländern mit einer umfassenden Arbeitsmarkt- und Sozialpolitik sind diese Annahmen aber zu strikt. Da Arbeitsuchende mit einer Vielzahl von Programmen konfrontiert sind, die zu unterschiedlichen Zeitpunkten während der Arbeitslosigkeit begonnen werden können, ist eine einfache Unterscheidung in Teilnehmer und Nicht-Teilnehmer nicht direkt möglich. Beschränkt man sich beispielsweise auf die Personen als Vergleichsgruppe, die nie an Programmen teilnehmen, handelt es sich um eine sehr selektive Auswahl aufgrund bestimmter beobachtbarer oder unbeobachtbarer Merkmale. Wird hierfür nicht ausreichend kontrolliert, sind die geschätzten Effekte der Programme verzerrt. Teilnahme und Nicht-Teilnahme müssen daher im Rahmen eines dynamischen Konzepts definiert werden. Sianesi (2004) schlägt hierzu als vergleichbare Nicht-Teilnehmer diejenigen vor, die bei Programmbeginn der Teilnehmer arbeitslos und nicht in einer Maßnahme waren.

Arbeitsvermittler und Arbeitsuchender entscheiden in einem iterativen Prozess über die optimale Strategie zur Beendigung der Arbeitslosigkeit. Hierbei werden die möglichen Optionen für den Arbeitsuchenden in Abhängigkeit seiner Qualifikation, Vermittlungsbemühungen und Neigungen, aber auch in Abhängigkeit der verfügbaren Programme ausgewählt. Zwei Arbeitsuchende mit identischer Qualifikation können daher dasselbe Programm zu unterschiedlichen Zeitpunkten beginnen. Darüber hinaus kann weiter davon ausgegangen werden, dass Programme nicht nur im Hinblick auf die individuellen Unterschiede heterogene Wirkungen haben, sondern von der Zeit der Durchführung abhängen. Hierzu soll folgendes fiktives Beispiel für eine ABM genannt werden, die eine Wiedereingewöhnung an reguläre Beschäftigung zum Ziel hat. Wird diese Tätigkeit einem Langzeitarbeitslosen angeboten, kann der Inhalt der Maßnahme seine Beschäftigungschancen durch positive Signale im Hinblick auf Zuverlässigkeit und Produktivität erhöhen. Für einen Kurzarbeitslosen hingegen ist die Notwendigkeit der Förderung in solcher Form eher ein negatives Zeichen für potenzielle Arbeitgeber. Abbring und van den Berg (2003), Sianesi (2004) und Fredriksson und Johansson (2004) argumentieren aus diesem Grund, dass die Evaluation der Programmeffekte unter Berücksichtigung der vorangehenden Arbeitslosigkeitsdauer erfolgen muss.

In der Evaluation von ABM wird dieser Aspekt in den Studien von Thomsen (2006: Kap. 5) und Hujer

<sup>16</sup> Für einen zusammenfassenden Überblick siehe auch Brinkmann, Caliendo, Hujer und Thomsen (2006).

und Thomsen (2006) explizit berücksichtigt. Die Grundlage dafür bietet ein Datensatz, der Informationen von 32.041 Teilnehmern und von 1.104.664 „Nicht-Teilnehmern“ enthält.<sup>17</sup> In Anlehnung an den Ansatz von Sianesi (2004) wird die Arbeitslosigkeitsdauer bis zum Programmbeginn in Intervalle zerlegt, und die Effekte werden in Abhängigkeit der jeweiligen Dauer mit einem Propensity Score-Matching-Ansatz geschätzt. Um Unterschiede des Arbeitsmarktes in Ost- und Westdeutschland zu berücksichtigen, werden die Beschäftigungseffekte separat geschätzt.

Mit  $u$  als der Dauer der Arbeitslosigkeit bis zum Programmbeginn,  $t$  als Zeitpunkt des Programmbeginns und  $\tau$  als Zeitpunkt nach Programmbeginn, für den die Effekte geschätzt werden, ergibt sich der ATT als:

$$\Delta_{t,\tau}^{ATT} = E(Y_{\tau}^1 - Y_{\tau}^0 | D_t = 1, u \geq t - 1, D_1 = \dots = D_{t-1} = 0)$$

mit  $D_t$  Dummy für den Teilnahme-Beginn in Periode (Quartal bzw. Monat)  $t$  der Arbeitslosigkeit,

$Y_{\tau}^1, Y_{\tau}^0$  Ergebnisvariablen bei Teilnahme (1) bzw. Nicht-Teilnahme (0) in Periode  $t + \tau - 1$ , wobei  $\tau = 1, 2, \dots$

Der Vergleich erfolgt dabei im Hinblick auf die Situation, in der die Person mit der Arbeitslosigkeitsdauer  $u$  nicht am Programm teilgenommen hätte. Der Schätzer kann allerdings keine Aussage darüber machen, welchen Effekt die Teilnahme nach  $u + x$  bzw.  $u - x$  Zeitintervallen der Arbeitslosigkeit für das Individuum gehabt hätte. Die für die einzelnen Dauern der Arbeitslosigkeit kausalen Effekte können jedoch deskriptiv verglichen werden. In der Interpretation sollten hierbei Unterschiede in der Zusammensetzung der Teilnehmer- und Nicht-Teilnehmerstichproben zwischen den Zeitpunkten berücksichtigt werden. Zur Ermittlung von Übereinstimmungen oder Unterschieden der Teilnehmergruppen bietet sich ein Vergleich der beobachtbaren Merkmale an, z. B. in Form einer Gegenüberstellung der Mittelwerte oder Häufigkeiten. Zeigen sich keine deutlichen Abweichungen zwischen Gruppen,

die zu unterschiedlichen Zeitpunkten in der Arbeitslosigkeitsdauer in die Programme eingetreten sind, weist dies auf Zufälligkeit in der Zuweisung hin. Die Ergebnisse für einen Startzeitpunkt in der Arbeitslosigkeitsepisode sind dann ein Indiz für die hypothetische Situation, wenn das Programm zu einem anderen Zeitpunkt begonnen worden wäre.

## 5.2 Ausgewählte empirische Ergebnisse

Thomsen (2006: Kap. 5) zerlegt die Arbeitslosigkeitsdauer in monatliche Intervalle und untersucht die Beschäftigungseffekte für Teilnehmer an Programmen, die innerhalb der ersten 24 Monate nach Beginn der Arbeitslosigkeit begonnen werden. Unabhängig von der vorangehenden Arbeitslosigkeitsdauer zeigen sich gravierende Locking-in Effekte im ersten Jahr nach Programmbeginn. In Westdeutschland hatten Maßnahmen für Gruppen mit kurzer Arbeitslosigkeitsdauer auch 30 Monate nach Programmbeginn noch negative Effekte auf die Beschäftigungsraten. Für Gruppen mit längeren Arbeitslosigkeitsdauern ließ sich dagegen eine ansteigende Entwicklung ermitteln, die schließlich keine Unterschiede in den Beschäftigungsraten im Vergleich zur Nicht-Teilnahme am Beobachtungshorizont zeigt. Für die Teilnehmer, die nach 12 und 13 Monaten der Arbeitslosigkeit in die Programme vermittelt wurden, wurden signifikant positive Beschäftigungseffekte durch die ABM geschätzt. Allerdings konnten die Ergebnisse für Gruppen mit längerer Arbeitslosigkeit nicht bestätigt werden. Das Bild für Ostdeutschland hingegen ist deutlich unbefriedigender. Für keine der Gruppen konnten positive Effekte bis 30 Monate nach Programmbeginn gefunden werden. Die Betrachtung der Beschäftigungseffekte über die Zeit macht zudem deutlich, dass für Gruppen, die weniger als ein Jahr arbeitslos vor Beginn der Programme waren, kein ansteigender Verlauf nach dem anfänglichen Locking-in Effekt beobachtet werden kann. Bei Gruppen, die in die Programme nach mehr als einem Jahr zugewiesen wurden, bestätigt sich ein schwach ansteigender Verlauf der Beschäftigungseffekte über die Zeit.

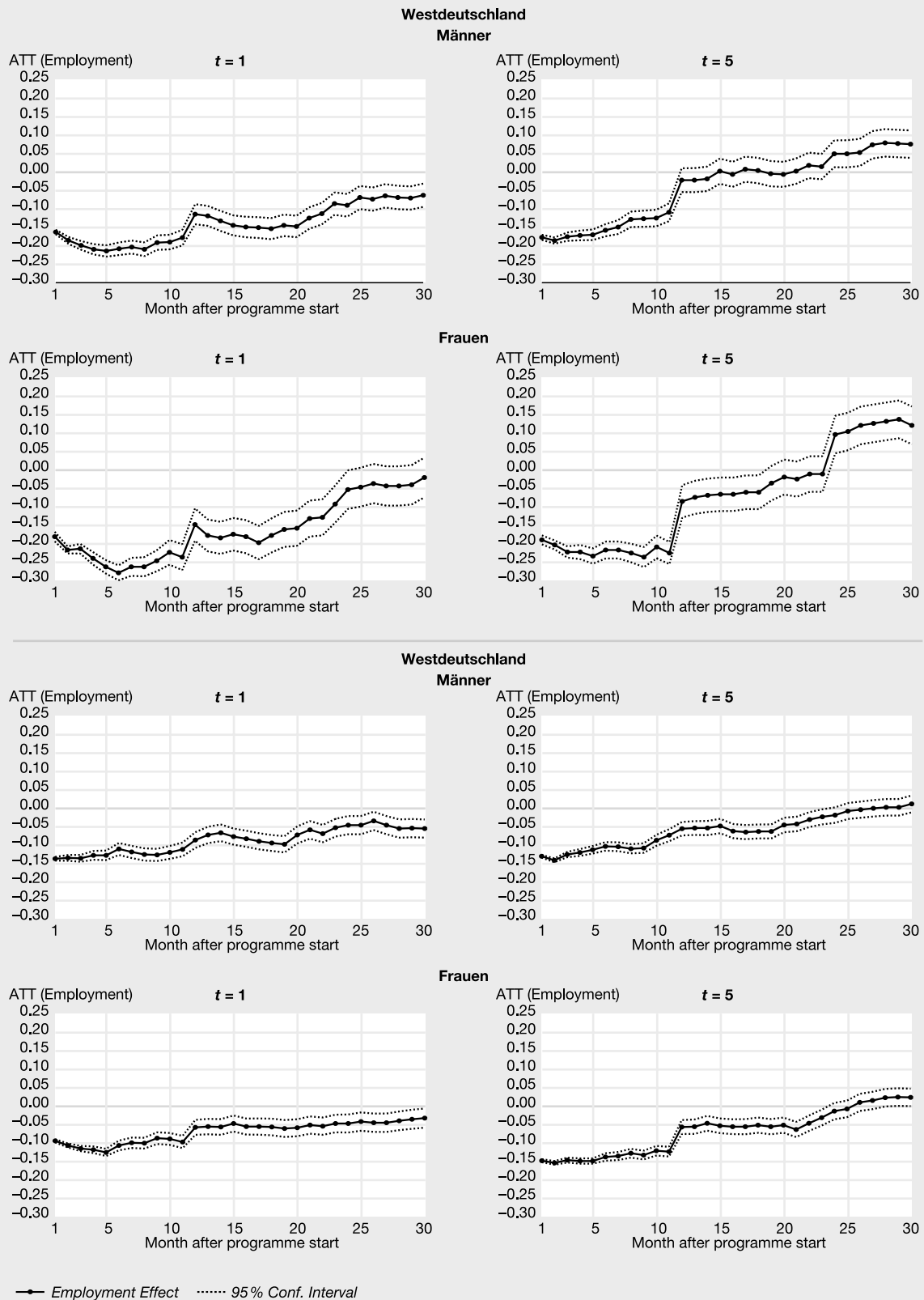
Eine anschauliche Darstellung der typischen Effektverläufe gibt Abbildung 1.<sup>18</sup> Hujer und Thomsen

<sup>17</sup> Der Datensatz wurde aus sechs Zugangsstichproben in ABM der Monate Juli, September, November 2000 und Januar, März, Mai 2001 gebildet. Die maßgeblichen Quellen sind die Bewerberangebotsdatei (BewA), die Maßnahme-Teilnehmer-Grunddatei (MTG) und die Beschäftigtenstatistik (BST) zur Bildung der Ergebnisvariable (Eingliederung in reguläre Beschäftigung). Zusätzlich wurden sechs Zufallsstichproben aus der BewA aus den jeweiligen Vormonaten als Pool für mögliche Kontrollindividuen gezogen. Der Verbleib von Teilnehmern und Nicht-Teilnehmern kann bis Dezember 2003 verfolgt werden.

<sup>18</sup> An dieser Stelle sei darauf hingewiesen, dass sich ähnliche Verläufe auch in der Evaluation anderer Maßnahmen wie FuU (siehe z.B. Lechner, Miquel und Wunsch 2005) zeigen. In der langen Frist zeigt sich, dass positive Effekte der Programme den anfänglichen Locking-in Effekt dominieren können. Generell ist jedoch anzumerken, dass ein möglicher positiver Effekt eines Programms in angemessener Zeit nach Programmbeginn erkennbar sein sollte.

Abbildung 1

Verlauf der Beschäftigungseffekte für ABM-Teilnehmer mit Beginn im 1. bzw. 5. Quartal der Arbeitslosigkeit



Quelle: Hujer und Thomsen (2006).

(2006) erweitern die Analyse für vorangehende Arbeitslosigkeitsdauern von bis zu drei Jahren und untersuchen die Effekte für Frauen und Männer in Ost- und Westdeutschland separat. Sie verwenden eine Einteilung der Arbeitslosigkeitsdauern nach Quartalen, d.h. die Effekte werden für Dauern der Arbeitslosigkeit von 1 bis 12 Quartalen vor Programmbeginn ermittelt. Der Beobachtungshorizont beträgt ebenfalls 30 Monate nach Programmbeginn. Die Ergebnisse zeigen, dass die negativen Effekte einer früh in der Arbeitslosigkeitsepisode begonnenen ABM am Beobachtungshorizont in Westdeutschland nur für Männer bestätigt werden. Die positiven Effekte, die nach etwa einem Jahr der Arbeitslosigkeit gefunden werden, gelten hingegen für Männer und Frauen. Zudem haben auch Teilnehmerinnen und Teilnehmer mit einer Arbeitslosigkeitsdauer von 9 Quartalen vor Programmbeginn bessere Beschäftigungschancen durch die Maßnahme. Da sich diese Befunde aber für die übrigen Gruppen nicht bestätigen, ist die Aussagekraft im Hinblick auf die Wirksamkeit für geförderte Langzeitarbeitslose beschränkt. Die explizite Berücksichtigung des Geschlechts der Geförderten zeigt Unterschiede in den Effekten in Ostdeutschland. In den neuen Bundesländern profitieren jedoch weder Männer noch Frauen von der Teilnahme an ABM. In beiden Studien werden ausführliche Betrachtungen der deskriptiven Merkmale zu den unterschiedlichen Startzeitpunkten durchgeführt. Diese zeigen an einigen Stellen kleinere Abweichungen zwischen den Gruppen; eine Systematik im Auswahlverhalten ist jedoch nicht erkennbar.

## 6 Zusammenfassende Beurteilung der Wirksamkeit von Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen in Deutschland

Zentrale Bedeutung erhält bei einer politikrelevanten Beurteilung der Effektivität von arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen die Auswahl der Ziel- oder Ergebnisvariablen. Bis zum Jahre 2003 war dies auch – politisch und gesetzlich festgelegt – die Eingliederungszielsetzung, d.h. der Übergang in reguläre, ungeforderte Beschäftigung. Beurteilt man ABM nach der Eingliederungszielsetzung, so ist festzustellen, dass lediglich kleinere Teilgruppen, so beispielsweise Langzeitarbeitslose, Personen mit gesundheitlichen Einschränkungen und mit Vermittlungshemmnissen in Ost- und Westdeutschland sowie für Frauen und Männer in Westdeutschland in den Branchen soziale Dienste bzw. Büro und Dienstleistungen, positive Effekte zeigen. Die durchschnittlichen Beschäftigungseffekte für Män-

ner in Westdeutschland sind insignifikant, für Frauen in Westdeutschland leicht positiv, während die Effekte für Ostdeutschland (Männer und Frauen) signifikant negativ sind. Diese Befunde können als Hinweis dafür interpretiert werden, einen kleiner dimensionierten, zielgruppenorientierten Einsatz von ABM vorzusehen. Weiterhin kommt es im Hinblick auf den Maßnahmenzuschnitt darauf an, mehr als in der Vergangenheit auf den Einzelfall abgestimmte Lösungen zu finden und für alle Beteiligten verbindlich umzusetzen. Im Rahmen des neuen Steuerungsmodells der BA wird in diesem Zusammenhang von „Produkten und Programmen“ gesprochen, die zielgruppenspezifisch einzusetzen sind.

Weiterhin hat sich gezeigt, dass gerade in Bezirken Ostdeutschlands mit schlechter Arbeitsmarktsituation Negativbefunde dominieren. Gerade hier wurden und werden z.T. immer noch ABM als längerfristige Brückenfunktion wahrgenommen, d.h. der Einsatz von ABM ist letztlich sozialpolitisch motiviert und als Beitrag zum sozialen Frieden interpretiert. ABM mit im öffentlichen Interesse liegenden zusätzlichen Tätigkeiten können jedoch lang anhaltende Unterbeschäftigung nicht dauerhaft reduzieren. Deshalb können weitere Zielsetzungen von ABM, wie die Entlastung des Arbeitsmarktes oder das Erreichen von Strukturverbesserungen, nicht zu Lasten der Betroffenen verfolgt und letztlich mit einer Verschlechterung der individuellen Eingliederungsperspektive erkaufte werden. Dies sollte gerade im Hinblick auf die aktuelle Diskussion der Schaffung eines „Dritten Arbeitsmarktes“, d.h. auf Dauer angelegter subventionierter Arbeitsgelegenheiten ohne Eingliederungszielsetzung, beachtet werden.

Die aufgrund des statischen Ansatzes gewonnenen Befunde werden auch im dynamischen Ansatz bestätigt. ABM wirken nur für Langzeitarbeitslose (über ein Jahr) in Westdeutschland tendenziell positiv, die Ergebnisse für Arbeitslose mit Programmbeginn nach einer Arbeitslosigkeitsdauer von bis zu einem Jahr sind nicht signifikant oder sogar negativ. Für Ostdeutschland sind die durchschnittlichen Beschäftigungseffekte für Männer und Frauen auch im dynamischen Kontext negativ oder insignifikant und weisen auf eine geringere Suchintensität auch nach Programm-Ende hin. Die Fehlallokation kann dabei auf 30 bis 40 Prozent geschätzt werden. Die gefundenen positiven Wirkungen bei Langzeitarbeitslosen sind von aktueller Bedeutung, da ABM seit dem Jahr 2005 vorwiegend im Rechtskreis des SGB II eingesetzt werden.

Die empirischen Befunde zu ABM in Deutschland sind vergleichbar mit den Erfahrungen anderer Län-

der. So ergibt sich für Schweden: „The impact of subsidized employment varies and effects are more positive the more the programme resembles a regular employment and takes place at a regular place of work. Job creation programmes that only include activities that would have occurred in the absence of the programme have no or even negative effects“ (Hemström 2006: 332).

## Literatur

- Abbring, J. H./G. J. van den Berg (2003): The Nonparametric Identification of Treatment Effects in Duration Models. *Econometrica*, 71 (5), S. 1491–1517.
- Bergemann, A. (2005): Do Job Creation Schemes Initiate Positive Dynamic Employment Effects? Working Paper, Free University Amsterdam.
- Bergemann, A./B. Fitzenberger/B. Schultz/S. Speckesser (2000): Multiple Active Labor Market Policy Participation in East Germany: An Assessment of Outcomes. *Konjunkturpolitik*, 51, S. 195–243.
- Bergemann, A./B. Schultz (2000): Effizienz von Qualifizierungs- und Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen in Ostdeutschland. *Wirtschaft im Wandel*, 6, S. 243–253.
- Blien, U./F. Hirschenauer/M. Arendt/H. J. Braun/D.-M. Gunst/S. Kilcioglu/H. Kleinschmidt/M. Musati/H. Ross/D. Vollkommer/J. Wein (2004): Typisierung von Bezirken der Agenturen der Arbeit, *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 37 (2), 146–175.
- Brinkmann, C./M. Caliendo/R. Hujer/S. L. Thomsen (2006): Zielgruppenspezifische Evaluation von Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen – Gewinner und Verlierer. In: Brinkmann, C., S. Koch und G. Mendius (Hg.): *Wirkungsforschung und Politikberatung – eine Gratwanderung?*, IAB – Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg, Bd. 300. S. 161–186.
- Bundesanstalt für Arbeit: *Arbeitsmarkt* – Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit. Verschiedene Jahrgänge, Nürnberg.
- Bundesanstalt für Arbeit: *Eingliederungsbilanz* – Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit. Verschiedene Jahrgänge, Nürnberg.
- Caliendo, M./R. Hujer/S. L. Thomsen (2006a): Identifying Effect Heterogeneity to Improve the Efficiency of Job Creation Schemes in Germany. *Applied Economics*, erscheint demnächst.
- Caliendo, M./R. Hujer/S. L. Thomsen (2006b): Sectoral Heterogeneity in the Employment Effects of Job Creation Schemes in Germany. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 226 (2), S. 139–179.
- Caliendo, M./R. Hujer/S. L. Thomsen (2005): The Employment Effects of Job Creation Schemes in Germany – A Microeconomic Evaluation. Discussion Paper No. 1512, IZA.
- Caliendo, M./R. Hujer/S. L. Thomsen (2004): Evaluation der Eingliederungseffekte von Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen in reguläre Beschäftigung für Teilnehmer in Deutschland. *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 3, S. 211–237.
- Caliendo, M./R. Hujer/S. L. Thomsen (2003): Evaluation der Netto-Effekte von ABM in Deutschland – Ein Matching-Ansatz mit Berücksichtigung von regionalen und individuellen Unterschieden. *Werkstattbericht 2/2003*, IAB.
- Calmfors, L. (1995): Labour Market Policy and Unemployment. *European Economic Review*, 39 (3+4), S. 583–592.
- Eichler, M. (1997): Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen (ABM) in Sachsen-Anhalt: Vorläufige Ergebnisse einer Untersuchung von Beschäftigungschancen von Teilnehmern im ersten Arbeitsmarkt. Working Paper, Universität Mannheim.
- Eichler, M./M. Lechner (2002): An Evaluation of Public Employment Programmes in the East German State of Sachsen-Anhalt. *Labour Economics*, 9, S. 143–186.
- Fertig, M./C. M. Schmidt (2000): Discretionary Measures of Active Labour Market Policy: The German Employment Promotion Reform in Perspective. Discussion Paper No. 182, IZA.
- Fitzenberger, B./S. Speckesser (2000): Zur wissenschaftlichen Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 3, S. 532–549.
- Fredriksson, P./P. Johansson (2004): Dynamic Treatment Assignment – The Consequences for Evaluations Using Observational Data. Discussion Paper No. 1062, IZA.
- Heckman, J. J./R. J. LaLonde/J. A. Smith (1999): The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs. In: Ashenfelter, O. und D. Card (Hg.): *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, Amsterdam, Bd. 3A, Kap. 31. S. 1865–2097.
- Heckman, J. J./E. J. Vytalil (2000): Instrumental Variables, Selection Models, and Tight Bounds on the Average Treatment Effect. Working Paper No. 259, NBER.
- Helmström, M. (2006): Active Labour Market Policies – The Case of Sweden. In: Brinkmann, C., S. Koch und G. Mendius (Hg.): *Wirkungsforschung und Politikberatung – eine Gratwanderung?*, IAB – Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg, Bd. 300. S. 311–340.
- Hübler, O. (1997): Evaluation beschäftigungspolitischer Maßnahmen in Ostdeutschland. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 216, S. 21–44.
- Hujer, R./M. Caliendo/S. L. Thomsen (2004): New Evidence on the Effects of Job Creation Schemes in Ger-



- many – A Matching Approach with Threefold Heterogeneity. *Research in Economics*, 58 (4), S. 257–302.
- Hujer, R./S. L. Thomsen (2006): How Do Employment Effects of Job Creation Schemes Differ with Respect to the Foregoing Unemployment Duration. Discussion Paper No. 06-47, ZEW.
- Kraus, F./P. A. Puhani/V. Steiner (2000): Do Public Works Programs Work? Some Unpleasant Results from the East German Experience. In: Polachek, S. (Hg.): *Research in Labour Economics*, JAI Press.
- Lechner, M./R. Miquel/C. Wunsch (2005): Long-Run Effects of Public Sector Sponsored Training in West Germany. Discussion Paper Nr. 3/2005, IAB.
- Reinowski, E./B. Schultz/J. Wiemers (2003): Evaluation von Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik mit Hilfe eines iterativen Matching-Algorithmus – Eine Fallstudie über langzeitarbeitslose Maßnahmeteilnehmer in Sachsen. Diskussionspapier 173, IWH Halle.
- Rosenbaum, P. R./D. B. Rubin (1983): The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 70 (1), S. 41–50.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2004): Erfolge im Ausland – Herausforderungen im Inland. Jahresgutachten 2004–2005.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1996): Reformen voranbringen. Jahresgutachten 1996–1997.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1995): Im Standortwettbewerb. Jahresgutachten 1995–1996.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1991): Die wirtschaftliche Integration in Deutschland. Perspektiven – Wege – Risiken. Jahresgutachten 1991–1992.
- Schultz, Birgit (2002): Fiskalische Kosten von Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen – ein Fallbeispiel, *Wirtschaft im Wandel*, 1, 17–23.
- Sianesi, B. (2004): An Evaluation of the Active Labour Market Programmes in Sweden. *The Review of Economics and Statistics*, 86 (1), S. 133–155.
- Steiner, V./F. Kraus (1995): Haben Teilnehmer an Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen in Ostdeutschland bessere Wiederbeschäftigungschancen als Arbeitslose? In: Bellmann, L. und V. Steiner (Hg.): *Mikroökonomik des Arbeitsmarktes*, IAB – Beiträge zur Arbeitsmarkt und Berufsforschung, Bd. 192. S. 387–423.
- Thomsen, S. L. (2006): Evaluating the Employment Effects of Job Creation Schemes in Germany. *ZEW Economic Studies*, Bd. 36, Physica-Verlag, erscheint demnächst.
- van den Berg, G. J. (2001): Duration Models: Specification, Identification, and Multiple Durations. In: Heckman, J. J. und E. Leamer (Hg.): *Handbook of Econometrics*, North-Holland, Amsterdam, Bd. 5, Kap. 55. S. 3381–3462.